Universidad de San Andrés

Escuela de Administración y Negocios

Magister en Finanzas

Estimación de la Curva Cupón Cero para Argentina aplicada al Manejo de Riesgos

Autor: Sebastian Raul Salvay Perez

DNI: 27979887

Director de Trabajo Final de graduación: Marcelo Zincenko

Buenos Aires, 29 de Noviembre de 2018.

Introducción

El propósito de este trabajo es proponer una metodología para estimar la estructura de tasas de interés en dólares para Argentina. El mercado argentino de bonos soberanos se caracteriza por ser incompleto. Para abordar este problema, en nuestra estimación usamos el modelo Nelson y Siegel (1987). Los resultados obtenidos de las observaciones diarias, comenzando el 26 de Abril de 2017 y finalizando el 26 de Abril de 2018, muestran curvas estables y suaves. Adicionalmente, exploramos la utilidad del modelo de Nelson y Siegel para la administración de riesgos a través de inmunización de carteras y estrategias direccionales de factores de riesgo.

QUAERERE VERUM
Universidad de
SanAndrés

Indice

Introducción 4

Sección 1. Revisión Histórica 5

Sección 2. Bonos Soberanos en dólares emitidos bajo ley Argentina 6

Sección 3. Selección del Modelo – Nelson y Siegel (1987) 10

Sección 4. Metodología: Estimación de la curva cupón cero en dólares para Argentina. 11

Sección 5. Selección de Datos 14

Sección 6. Resultados Empíricos 14

Sección 7. Aplicación de modelos paramétricos para el manejo de riesgos – Inmunización de Carteras de Renta Fija. 23

Sección 8. Inmunización – Resultados Empíricos 27

Sección 9. Estrategias Direccionales – Teoría y Resultados Empíricos 31

Conclusión 35

Referencias 37

QUAERERE VERUM
Universidad de
SanAndrés

Introducción

En este trabajo, utilizando el modelo de Nelson y Siegel (1987), estimaremos la estructura temporal de tasas de interés en dólares para Argentina utilizando bonos denominados en dólares emitidos bajo ley Argentina. Definimos nuestra función objetivo como la suma de los errores porcentuales al cuadrado entre los precios teóricos y observados. Además, utilizamos bonos del Tesoro Argentino de corto plazo en dólares denominados 'Letes' para estimar la parte corta de la curva. Los datos utilizados consisten en observaciones diarias desde el 26 de Abril de 2017 hasta el 26 de Abril de 2018.

La cantidad limitada de bonos en dólares emitidos bajo ley Argentina y su distribución en el horizonte de vencimiento, hacen que el mercado soberano de bonos en dólares sea incompleto. El modelo de Nelson y Siegel (1987) se eligió dado el número relativamente pequeño de parámetros para estimar (4) frente a un promedio de 14 obervaciones diarias (7 bonos y 7 Letes con precio disponible).

El mercado argentino de bonos soberanos en dólares enfrenta problemas de liquidez ya que algunos bonos no se negocian activamente. Por lo tanto, fue necesario diseñar una metodología que utilice toda la información disponible en el mercado para obtener los precios observados.

Finalmente, utilizaremos la curva cupón cero resultante como punto de partida para la aplicación de estrategias de gestión de riesgos como inmunización de carteras y estrategias direccionales de factores de riesgo.

El resto del trabajo está organizado de la siguiente manera: la **Sección 1** revisa la experiencia de diferentes bancos centrales e investigadores que aplican modelos paramétricos en la estimación de curvas cupón cero. La **Sección 2** describe los bonos soberanos en dólares emitidos bajo ley local utilizados, y la **Sección 3** explica la selección del modelo. La metodología para la estimación de la curva cupón cero se

explica en la **Sección 4**. La **Sección 5** presenta los datos utilizados. La **Sección 6** proporciona los resultados empíricos y el análisis de la curva cupón cero. En la **Sección 7**, usamos la curva de rendimiento para las estrategias de gestión de riesgos, en la **Sección 8** discutimos los resultados de la inmunización y, finalmente, en la **Sección 9** exploramos los resultados de la estrategia direccional al factor de riesgo Nivel.

Sección 1. Revisión Histórica

El modelo paramétrico desarrollado por Nelson y Siegel (1987) introduce una función parsimoniosa con la flexibilidad de representar las formas típicamente asociadas con las curvas de rendimiento de cupón cero. En su modelo, usaron observaciones mensuales de las tasas de bonos del Tesoro de EE.UU. para el período comprendido entre Enero de 1981 y Octubre de 1983. Los resultados obtenidos demostraron que el modelo fue capaz de caracterizar la forma de la estructura de tasa con la suficiente flexibilidad permitiendo la predicción del precio de los bonos del Tesoro de largo plazo.

Svensson (1994) extendió este modelo con el propósito de estimar los futuros de tasas de interés de Suecia debido a la inflexibilidad del modelo de Nelson y Siegel (1987) para ajustar algunos patrones puntuales de la curva de rendimiento. Svensson (1994) usó letras y bonos del Tesoro Sueco desde 1992 hasta 1994 y agregó dos parámetros. Concluyó que la versión extendida ofrece una función más flexible que la propuesta por Nelson y Siegel (1987). Además, mostró que los futuros de tasas de interés resultantes del modelo eran útiles como indicadores de política monetaria.

Muchos Bancos Centrales utilizan modelos paramétricos como Nelson y Siegel (1987) o la extensión de Svensson (1994) para estimar la estructura de tasas de interés. Países como Finlandia e Italia utilizan el modelo de Nelson y Siegel (1987),

mientras que Alemania, Noruega, España y Suiza aplican el modelo de Svensson (1994). Algunos Bancos Centrales como Francia y Bélgica prefieren usar una combinación de los dos modelos. Finalmente, los Bancos Centrales de los Estados Unidos y Japón usan modelos no paramétricos como splines. En resumen, la selección del modelo depende de las características del mercado analizado y su capacidad para ajustarse a los precios o rendimientos observados.

En América del Sur, Herrera y Magendzo (1997) utilizaron el enfoque de Nelson y Siegel (1987) para estimar la estructura de tasas de interés para Chile. Arango, Melo y Vásquez (2002) aplicaron el modelo de Nelson y Siegel (1987) y McCulloch (1975) para estimar la estructura de tasas de interés para Colombia. Rodríguez y Villavicencio (2005) estimaron la curva de rendimiento de cupón cero para Perú también utilizando el modelo de Nelson y Siegel (1987). Marcelo Zincenko (2015) usó el modelo de Nelson y Siegel (1987) para estimar la estructura de tasas de interés en dólares para Argentina para el período de Enero de 2014 a Enero de 2015. Los resultados obtenidos mostraron curvas estables y de formas suaves.

El objetivo de este documento es proponer una metodología para estimar la curva cupón cero en dólares para Argentina y explorar las capacidades del modelo para el manejo de riesgos. Para este propósito, nos basamos en los trabajos de Wilner (1996) y de Lund y Almeida (2014) para aplicaciones en la gestión de riesgos.

Sección 2. Bonos Soberanos en dólares emitidos bajo ley Argentina

Durante el período analizado, utilizamos siete bonos en dólares emitidos bajo la ley local. La **Tabla 1** muestra sus principales características. Ninguno de ellos son bonos de cupón cero. Además, los dos primeros son bonos bullet y tienen un vencimiento más corto con cupones semestrales. En contraste, los otros bonos tienen cupones

semestrales y amortizaciones del principal antes del vencimiento. Ninguno de ellos es callable.

No todos los bonos mencionados anteriormente son útiles para calibrar el modelo. La **Tabla 2** muestra la disponibilidad de precios de los bonos utilizados para estimar la curva de rendimiento la cual fue casi perfecta. La **Figura 1** muestra el volumen mensual en millones de dólares negociado en MAE para cada bono. Solo AO20 se opero activamente en la franja corta de la curva. El tramo medio de la curva está formado por los frecuentemente operados AY24 y DICA, mientras que PARA y AA37 pertenecen al tramo largo de la curva y se negocian con frecuencia. El lector debe tener en cuenta que la distribución de los bonos en el horizonte de vencimientos no es homogénea.

En el interés de obtener indicadores confiables de expectativas del mercado, los bonos como DIA0 y PAA0 no se incluyeron en la estimación de la curva cupón cero. En el caso de DIA0 o PAA0, ambos tienen flujos de fondos idénticos a DICA y PARA, respectivamente, pero tienen una liquidez menor. La **Figura 2** muestra los volúmenes (en millones de USD) operados en MAE para las letras del tesoro (Letes) utilizadas como referencia del tramo corto de la curva de rendimiento.

Para este trabajo, estimamos la estructura de tasas de bonos en dólares para Argentina utilizando las letras del tesoro y siete bonos que reflejan expectativas de mercado homogéneas.

QUAERERE VERUM
Universidad de
San Andrés

Tabla 1. Principales caraterísticas de los bonos utilizados.

Nombre (Código MAE)	ISIN	Fecha Emisión	Vencimiento	Monto Emitido (USD)	Características pago intereses	Caracterísiticas pago principal
BONAR 2018 (AN18) - Bono Soberano Argentino en USD, cupón 9% y vencimiento en 2019	ARARGE03H132	29-Nov-11	29-Nov-18	3,374,359,680	Tasa fija anual del 9%, semestralmente pagada (cada 29 de Mayo y 29 de Noviembre hasta el vencimiento. El pago se calcula utilizando una convención 30/360	Pago al vencimiento
BONAR 2020 (AO20) - Bono Soberano Argentino en USD, cupón 8% y vencimiento en 2020	ARARGE3200U1	10-Ago-15	10-Ago-20	1,204,840,360	Tasa fija anual del 8%, pago semestral cada 8 de Abril y 8 de Octubre hasta el vencimiento. El pago se calcula utilizando una convención 30/360.	Pago al vencimiento
BONAR 2024 (AY24) - Bono Soberano Argentino en USD, cupón 8.75% y vencimiento en 2024	ARARGE03H413	5-Jul-14	5-Jul-24	19,621,730,010	8.75% de tasa fija anual, pago semestral cada 7 de Mayo y 7 de Noviembre hasta el vencimiento. El pago se calcula utilizando una convención 30/360.	Seis pagos semestrales a partir del 5 Jul 2019. Los primeros cinco pagos son del 16.66% y uno final de 16.7%.
BONAR 2025 (AA25) - Bono Soberano Argentino en USD, cupón 5.75% y vencimiento en 2025	ARARGE320408	18-Abr-17	18-Abr-25	3,496,929,890	5.75% de tasa anual fija, pago semestral cada 18 de Abril y 18 de Octubre hasta el vencimiento. El pago se calcula utilizando una convención 30/360.	Tres pagos anuales a partir del 18 de Abril de 2023. Los dos primeros pagos son del 33% y el último del 34%.
Bono Soberano Argentino a descuento en USD (DICA)	ARARGE03E113	31-Dic-03	31-Dic-33	4,901,085,510	Tasa fija anual del 8.28%, pago semestral (cada 30 de Junio y 31 de Diciembre hasta el vencimiento. La tasa de interés entre el 31/12/2003 y el 31/03/2008 estará compuesta por el 95.69% en efectivo y el 4.31% en especie. La tasa de interés entre el 31 / 03/2008 y 31/06/2013 se compondrán de 97.49% en efectivo y 2.51% en especie. El pago se calcula utilizando una convención 30/360.	20 pagos semestrales iguales a partir del 30 de Junio de 2024.
BONAR 2037 (AA37) - Bono Soberano Argentino en USD, cupón 7.625% y vencimiento en 2037	ARARGE320416	18-Abr-17	18-Abr-37	2,020,781,520	7.625% de tasa anual fija, pago semestral (cada 18 de Octubre y 18 de Abril hasta el vencimiento)	Tres pagos anuales a partir del 18 de Abril de 2035. Los dos primeros pagos son del 33% y el último del 34%.
Bono Soberano Argentino Par en USD (PARA)	ARARGE03E097	31-Dic-03	31-Dec-38	1,246,001,730	La tasa de interés entre el 31/12/2003 y el 31/03/2009 será del 1.33%. La tasa de interés entre el 31/03/2009 y el 31/03/2019 será del 2.5%. La tasa de interés entre el 31/03/2019 y el 31/03/2029 será de 3.75%. La tasa de interés entre el 31/03/2029 y el 31/03/2038 será del 5.25%. Pago semestral (cada 31 de Marzo y 30 de Septiembre), último pago el 31 de Diciembre de 2038. El pago se calcula utilizando una convención 30/360.	20 pagos iguales. Los primeros 19 pagos se realizarán cada 31 de Marzo y 30 de Septiembre a partir del 30 de Septiembre de 2029. El último pago se realizará el 31 de Diciembre de 2038.

QUAERERE VERUM
Universidad de
SanAndrés

Tabla 2. Disponibilidad de precios.

	Corto plazo		Mediano plazo		Largo plazo		
	AN18D	AO20D	AY24D	AY25D	DICA	AA37D	PARA
Total de días de la muestra	247	247	247	247	247	247	247
Días con precios	245	247	247	247	247	247	247
% días con precios	99%	100%	100%	100%	100%	100%	100%

Source: MAE

Figura 1. Volumen mensual operado en MAE.

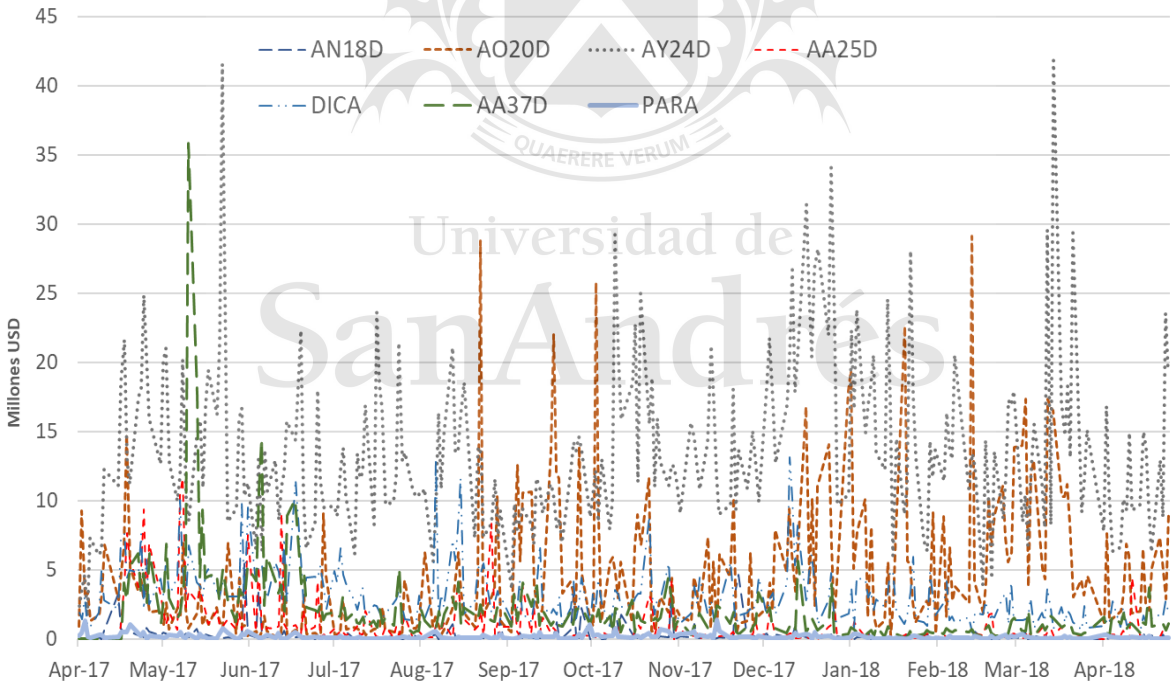
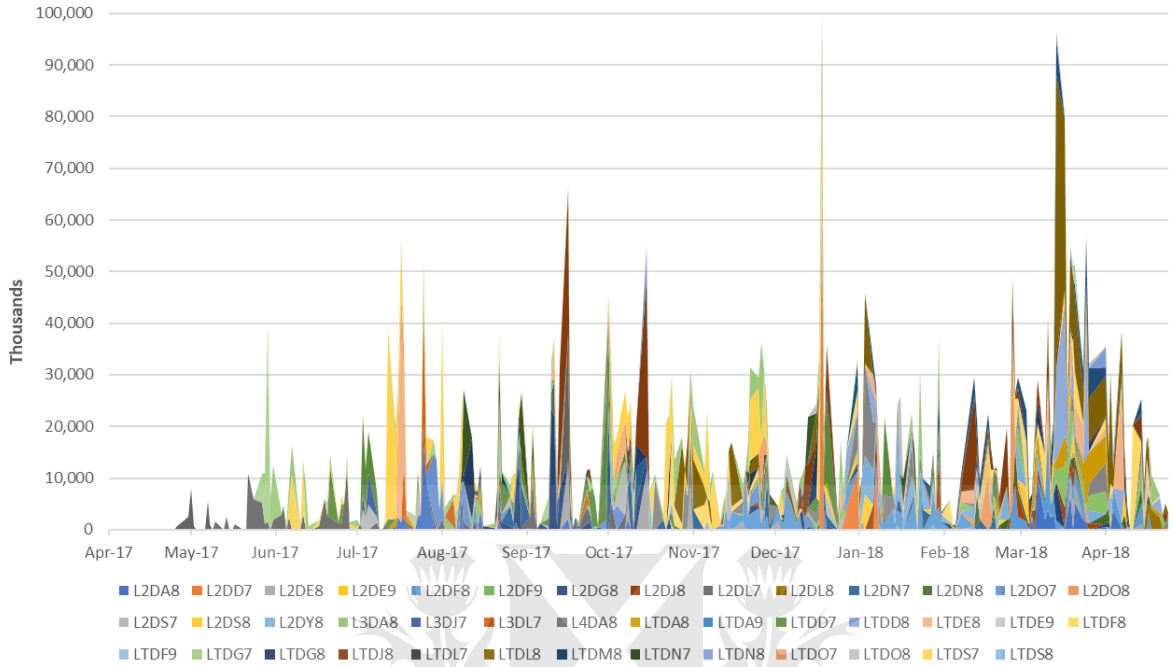


Figura 2. Volumen mensual de Letes operado en MAE.



Sección 3. Selección del Modelo – Nelson y Siegel (1987)

Como se indicó en la revisión histórica anterior, hay muchas maneras de estimar la estructura de tasas de interés utilizando modelos paramétricos. La estructura temporal de las tasas de interés es la relación entre la tasa de interés en una moneda determinada (o costo del endeudamiento) y el tiempo. La curva de rendimiento constituye la base para la valoración de todos los instrumentos de renta fija porque el precio de un bono se puede calcular como el valor presente de los flujos de fondos descontados a la tasa de interés resultante de la curva cupón cero. Como no existe un criterio específico para elegir un modelo, la selección depende principalmente de las características del mercado que se analiza.

Este trabajo tiene como objetivo encontrar un modelo parsimonioso que produzca curvas de rendimiento suaves y estables para una precisa estimación de los precios de los instrumentos de renta fija. La estimación diaria se realiza considerando siete

bonos. Para el extremo corto de la curva, utilizamos cuarenta y dos Letes. En consecuencia, usaremos un total de cuarenta y nueve instrumentos para estimar la estructura tasas de interés de los cuales en promedio tenemos 14 observaciones diarias, 7 correspondiente a Letes y 7 a bonos.

Debido a la gran cantidad de parámetros necesarios para la calibración, descartamos el modelo de Svensson (1994). Por lo tanto, seleccionaremos el modelo de Nelson y Siegel (1987) para estimar la curva cupón cero ya que este modelo requiere la estimación de solo cuatro parámetros.

Una de las críticas más importantes al modelo de Nelson y Siegel (1987) y demostrada por Bjork y Christensen (1999) y Filipovic (1999) es que no proporciona un enfoque libre de arbitraje. Sin embargo, Coroneo, Nyholm y Vidova-Koleva (2008) afirmaron que "los parámetros libre arbitraje no son estadísticamente diferentes de los obtenidos del modelo de Nelson y Siegel, con un nivel de confianza del 95%. Como tal, podemos concluir que el modelo de Nelson y Siegel es compatible con un enfoque libre de arbitraje y puede ser usado para la estimación de precio de los bonos". Esto, nos permite utilizar el modelo para los fines deseados.

Por último, definimos la función objetivo como la suma de los errores porcentuales al cuadrado entre los precios observados y los teóricos.

Sección 4. Metodología: Estimación de la curva cupón cero en dólares para Argentina.

El modelo de Nelson y Siegel (1987) relaciona la tasa de interés de cupón cero y el tiempo mediante la siguiente ecuación.

$$r_{(t)} = \beta_0 + \beta_1 \frac{\left(1 - exp\left(-\frac{t}{\tau}\right)\right)}{\frac{t}{\tau}} + \beta_2 \left(\frac{\left(1 - exp\left(-\frac{t}{\tau}\right)\right)}{\frac{t}{\tau}} - exp\left(-\frac{t}{\tau}\right) \right)$$

En esta ecuación, t indica el tiempo y β_0, β_1, β_2, τ son los parámetros a estimar utilizando los precios observados en el mercado. Los valores de estos parámetros son importantes ya que tienen una interpretación económica. Por ejemplo, β_0 es la tasa de interés de largo plazo, es decir cuando el tiempo tiende a infinito. β_1 es el diferencial entre la tasa de interés a largo plazo y la tasa de interés a corto plazo. Por lo que a, $\beta_0 + \beta_1$ podría interpretarse como la tasa de interés de corto plazo y requerimos que sea mayor a cero. En el caso de β_2 y τ , ambos parámetros están relacionados con la joroba que caracteriza al modelo de Nelson y Siegel (1987). β_2 esta relacionada con la forma de la joroba mientras que τ esta relacionado con la posición de la joroba en la curva.

En condiciones de mercado perfectas y sin oportunidades de arbitraje, el precio $P^*{}_i$ del bono i esta definido por la siguiente ecuacion.

$$P^*{}_i = \sum_{j=1}^{T} C_{i,j} e^{-r_{jt_j}} + N_{i,j} e^{-r_{jt_j}}$$

En esta ecuación C_{ij} and N_{ij}, representan el cupón del bono i y en el vencimiento j y la amortización del bono i y en el vencimiento j, respectivamente. Los años al vencimiento t_j se calculan a partir de la fecha de entrega del bono.

La estimación del parámetro τ en el modelo Nelson y Siegel (1987) presenta especiales dificultades. Dados los valores erráticos obtenidos de τ, para obtener parámetros y para reducir los problemas de multicolinealidad en la estimación, es

común en la literatura fijar τ en un valor constante sobre el conjunto de la muestra, como en Diebold y Li (2006).

Numerosos autores han observado que los factores (nivel, pendiente y curvatura) extraídos del modelo de NS son insensibles a la elección de τ (ver, entre otros, Nelson y Siegel 1987; Barrett et al. 1995; Willner 1996; Dolan 1999; Czaja et al. 2009; Favero et al. 2012). El valor promedio de τ durante el período analizado fue de 2.6705, como tal, decidimos establecer τ en 3, lo que es congruente con los datos observados.

Los bonos en nuestra muestra podrían negociarse en pesos argentinos o en dólares estadounidenses y su liquidación podría realizarse de inmediato, en 24 horas, en 48 horas o en 72 horas. Dado que los pagos de cupones y amortizaciones se realizan en dólares y la mayoría de las operaciones se realizan en el marco de una liquidación de 72 horas, la curva se calcula utilizando los precios de liquidación de 72 horas expresados en dólares estadounidenses. Es importante tener en cuenta que a partir del 5 de septiembre de 2017, el plazo de liquidación de los bonos cambió de 72hs a 48hs. Tomamos en consideración estos cambios y ajustamos el modelo en consecuencia.

Para el proceso de optimización, el error en el precio e_i se define como la diferencia al cuadrado entre el precio estimado $P^*{}_i$ y el precio observado P_i.

$$e_i = P^*{}_i - P_i$$

Finalmente, los parametros $\beta_0,\ \beta_1,\ \beta_2, \tau$ son estimados usando una optimización de mínimos cuadrados no lineales. Para obtener errores homogéneos en la regresión, los errores en los precios son ponderados por la inversa de la duración de Macaulay (MD) de cada bono. (ver Bank for International Settlements 2005).

$$\underset{\beta_0,\beta_1,\beta_2,\tau}{\text{Min}} \sum_{i=1}^{N} \frac{e_i^2}{MD_i}$$

Sección 5. Selección de Datos

En nuestro análisis, utilizamos observaciones diarias desde el 26 de Abril de 2017 hasta el 26 de Abril de 2018, lo que representa un total de 247 observaciones. La mayoría de los precios fueron obtenidos de SIOPEL, la plataforma de negociación del Mercado Abierto Electronico (MAE). Sin embargo, en los casos en que SIOPEL no proporciona un precio observado, las cotizaciones se toman de BYMA.

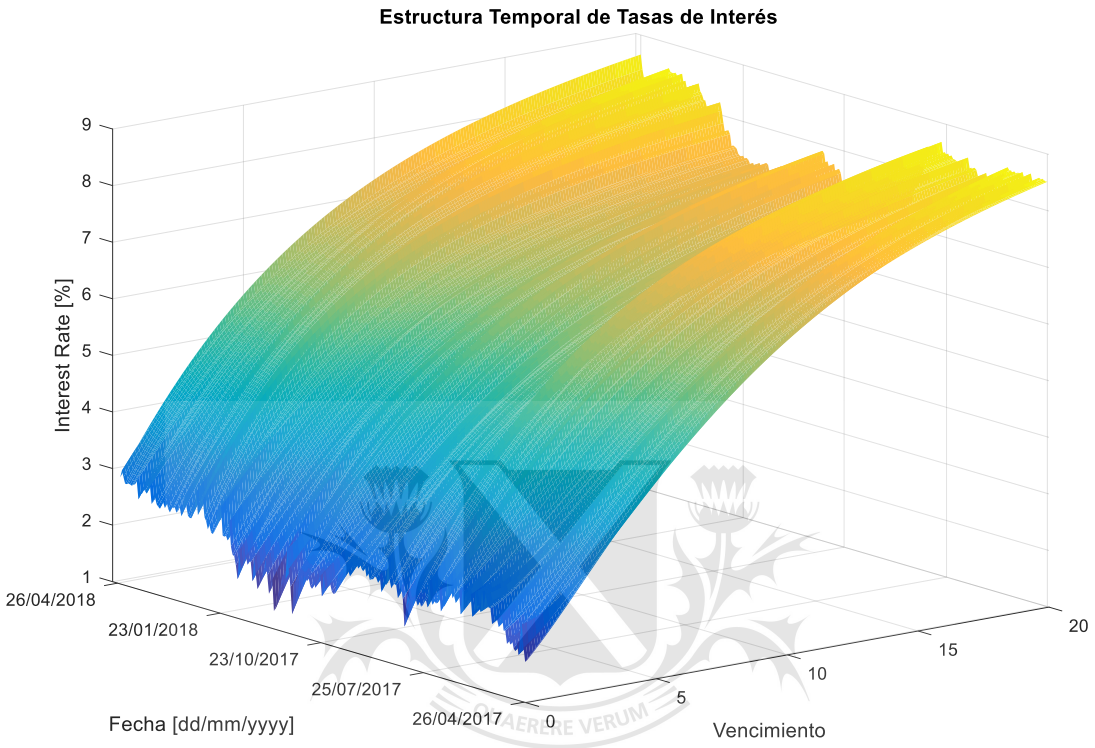
Debido a que en el período analizado todos los bonos tienen un vencimiento mayor a 6 meses, para el tramo corto de la curva, utilizamos bonos del Tesoro Argentino (Letes) denominados en USD con vencimientos entre 20 y 120 días.

Sección 6. Resultados Empíricos

El enfoque de Nelson y Siegel (1987) produjo una superficie de tasa de interés uniforme durante todo el período analizado. La **Figura 3** muestra la estructura diaria de tasas de interés para el período analizado en donde observamos una pendiente positiva.

QUAERERE VERUM
Universidad de
San Andrés

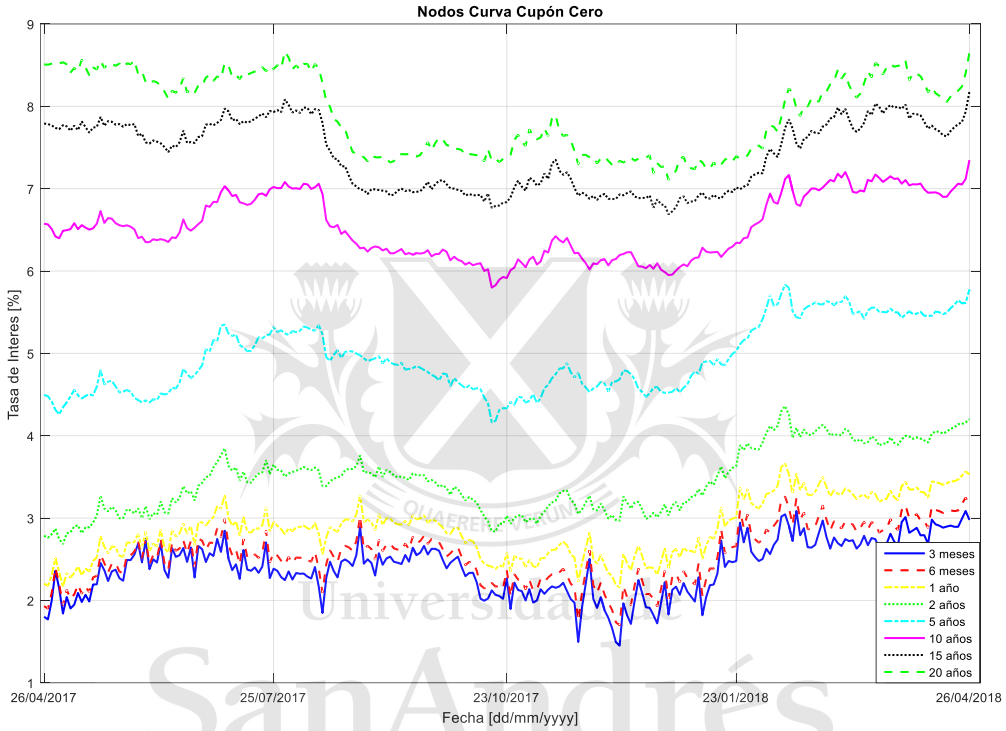
Figura 3: Evolución diaria de la estructura de tasas de interés en dólares para Argentina.



En la **Figura 4**, la evolución de los nodos de la estructura de tasas de interés refleja períodos de fortaleza y estres tanto político como económico. Dos eventos importantes ocurrieron durante el período investigado. El primero fue una fuerte reducción en la prima de riesgo en los activos argentinos después de que el presidente Macri recibiera un fuerte apoyo en las elecciones primarias del Congreso celebradas el 13 de Agosto de 2017. Esto resultó en una compresión del spread de más de 100 puntos básicos en el período de tres meses que siguió al resultado de la elección. El segundo evento importante comenzó a fines de Diciembre de 2017, cuando el Banco Central y el Ministerio de Finanzas cambiaron la meta de inflación a 15% desde una banda de 8% -12%. Este evento fue interpretado como una pérdida de independencia por parte del Banco Central, ya que el Ministro de Hacienda Dujovne anunció el cambio y no el Presidente del Banco Central Federico

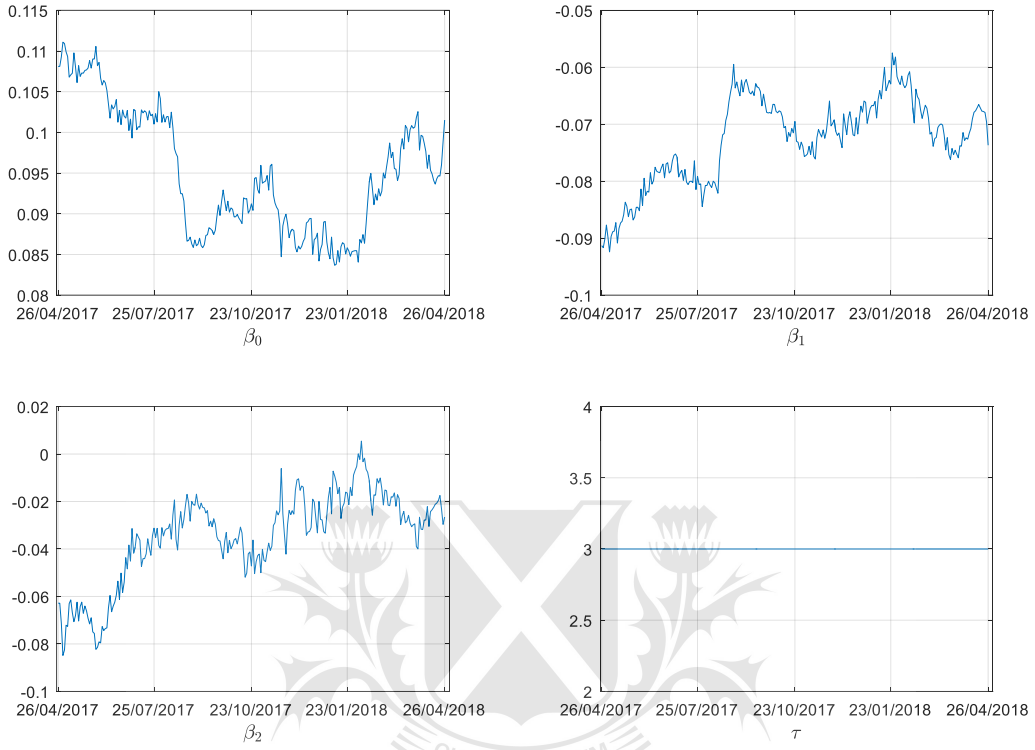
Sturzenegger. Esta fecha es considerada por muchos actores del mercado financiero local como el inicio de un ciclo bajista en los activos argentinos.

Figure 4: Evolución de los nodos de la estructura de tasas de interés Argentina en dólares.



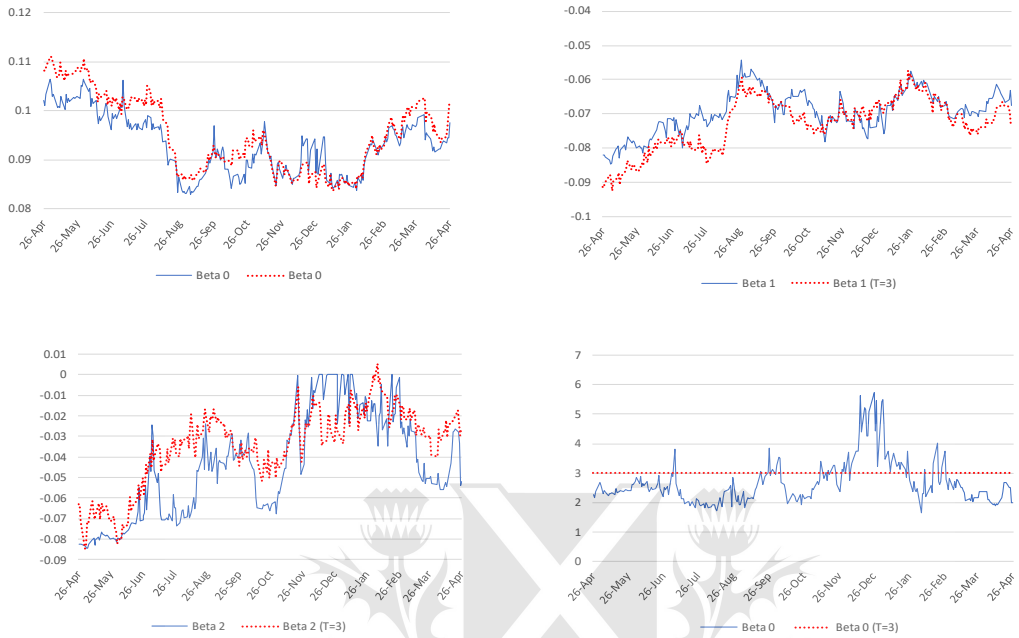
La **Figura 5** muestra la evolución de los parámetros de NS durante el período investigado. El parámetro β_0, y por lo tanto la tasa de interés a largo plazo, permanece estable. El parámetro β_1, permanece mayormente negativo durante este período, lo que indica una pendiente ascendente de la estructura temporal de las tasas de interés. El parámetro β_2 fue negativo durante el período analizado, mientras que τ se fijó en 3 proporcionando una estructura de interés uniforme.

Figura 5: Evolución de los Parámetros de Nelson y Siegel.



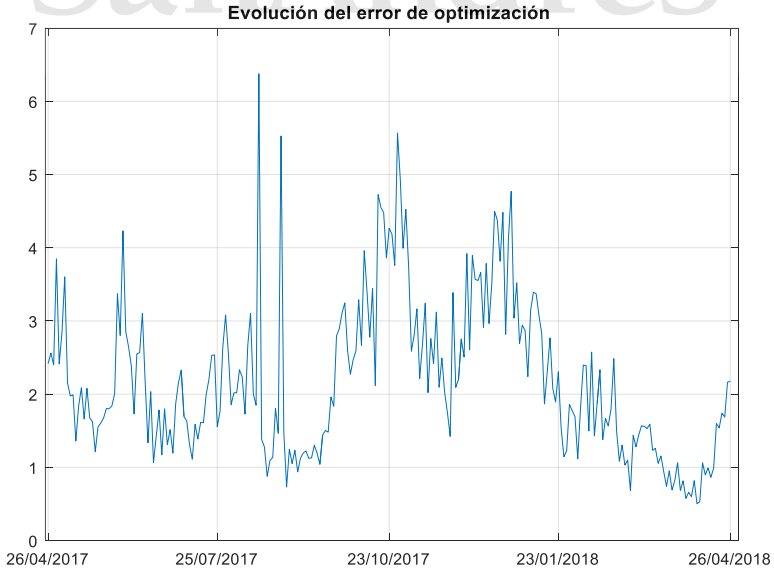
En la **Figura 6** a continuación, mostramos la evolución de los parámetros de Nelson y Siegel (ponderada por duración) para estimaciones de Tau libre y Tau fijo. Al fijar Tau, podemos ver una evolución más suave de los parametros β_0, β_1 y β_2.

Figura 6: Comparación de los parámetros de Nelson y Siegel. Tau libre vs. Tau fijo en 3.



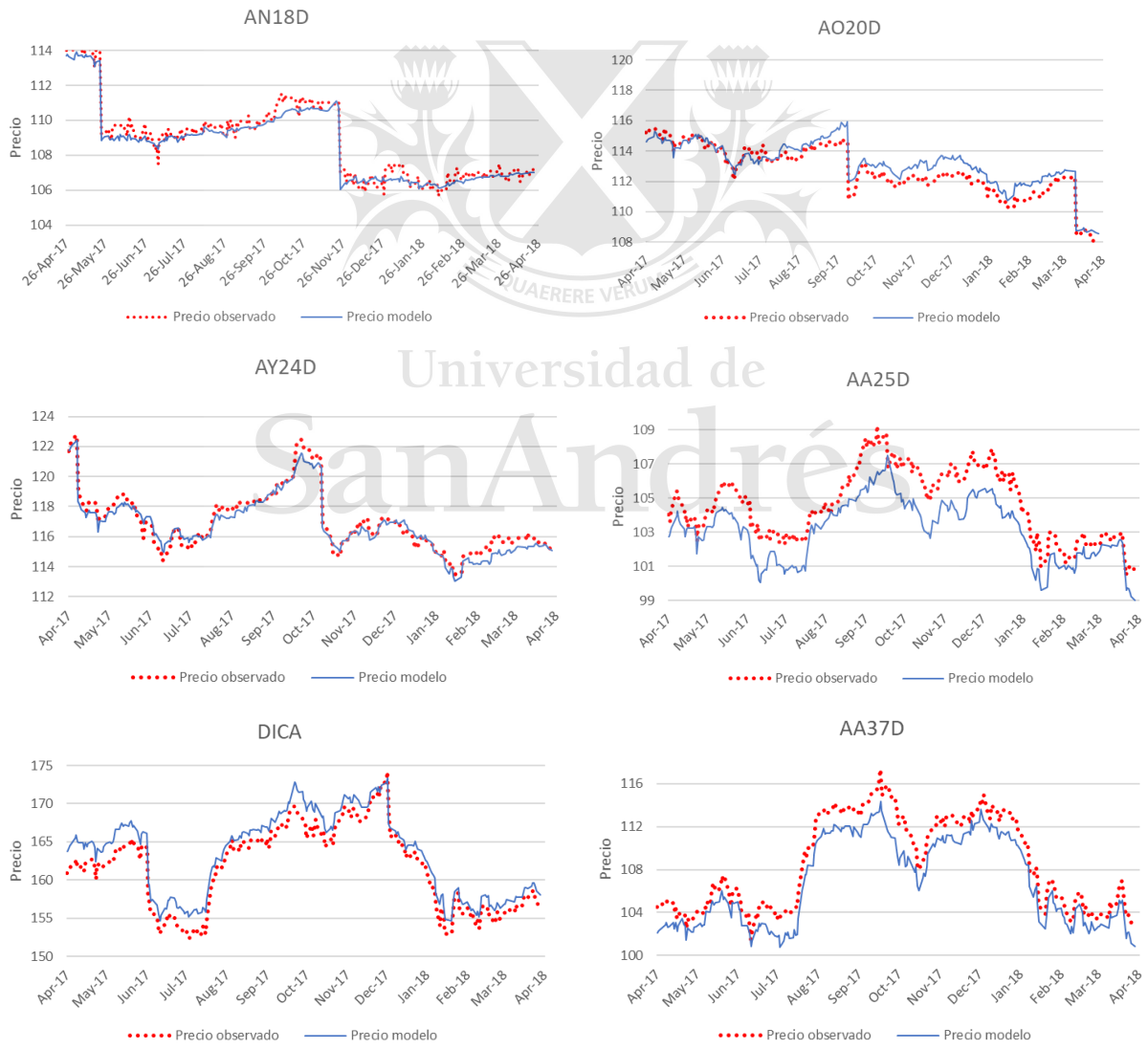
En la **Figura 7** vemos la evolución del error de optimización. La figura muestra que el error es estable en el período analizado en términos de magnitud de la función objetivo.

Figure 7: Evolución del error de optimización.



La **Figura 8** muestra la evolución diaria del precio observado y estimado para cada bono perteneciente a la curva cupón cero. En algunos períodos, los precios estimados son más altos que los observados y viceversa. Este patrón parece depender en cierta forma del vencimiento del bono. Por lo tanto, los errores no parecen ser aleatorios en el horizonte de tiempo y, en consecuencia, no podemos analizar la importancia estadística de los parámetros de una manera convencional.

Figura 8: Evolución de los precios observados y estimados.



Universidad de SanAndrés

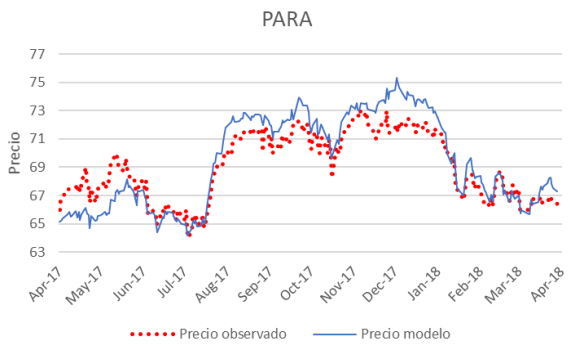


Figura 9, 10 y 11: Diagrama de cajas del error de precio relativo.

Hemos dividido el error de precio en tres gráficos Figuras 9, 10 y 11 que muestran un diagrama de caja con el error de precios relativo para las Letes y cada uno de los bonos utilizados.

En la caja, los bordes representan los percentiles 25 y 75, la línea central es la mediana, mientras que los valores que están fuera del rango dado por los bigotes son valores atípicos.

En general, el ajuste es muy bueno para las Letes y adecuado para los bonos en dólares ley Argentina.

QUAERERE VERUM
Universidad de
SanAndrés

Figura 9: Letes.

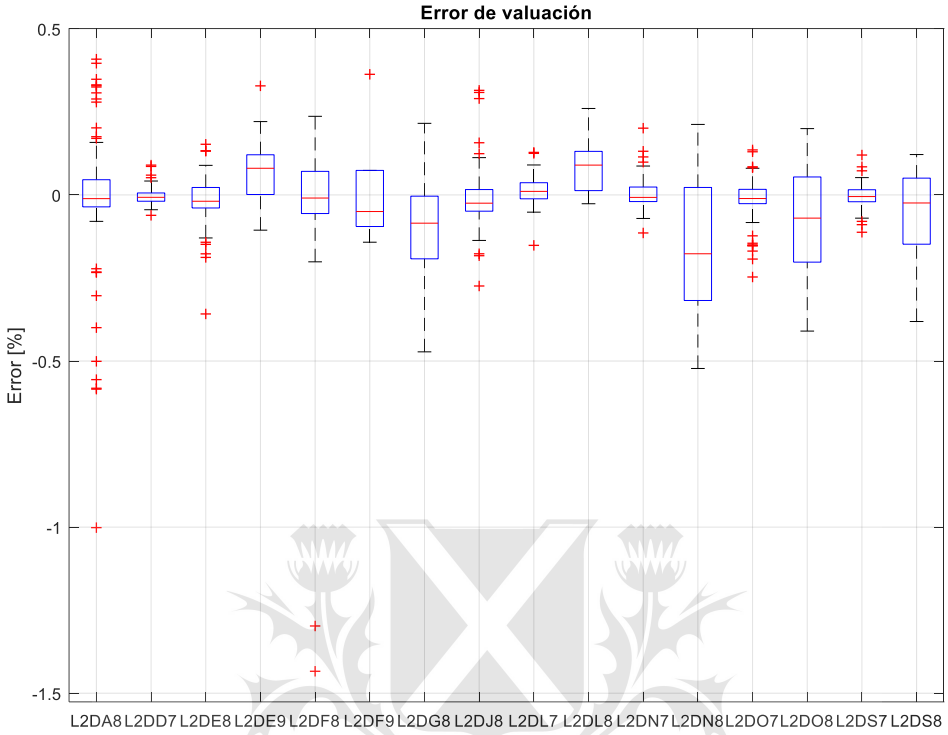
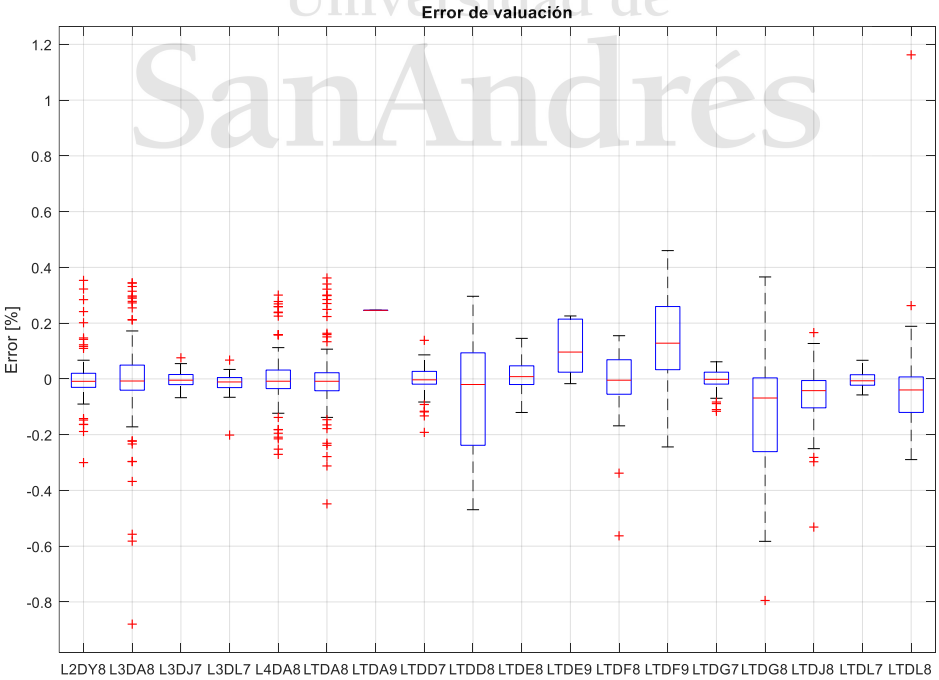
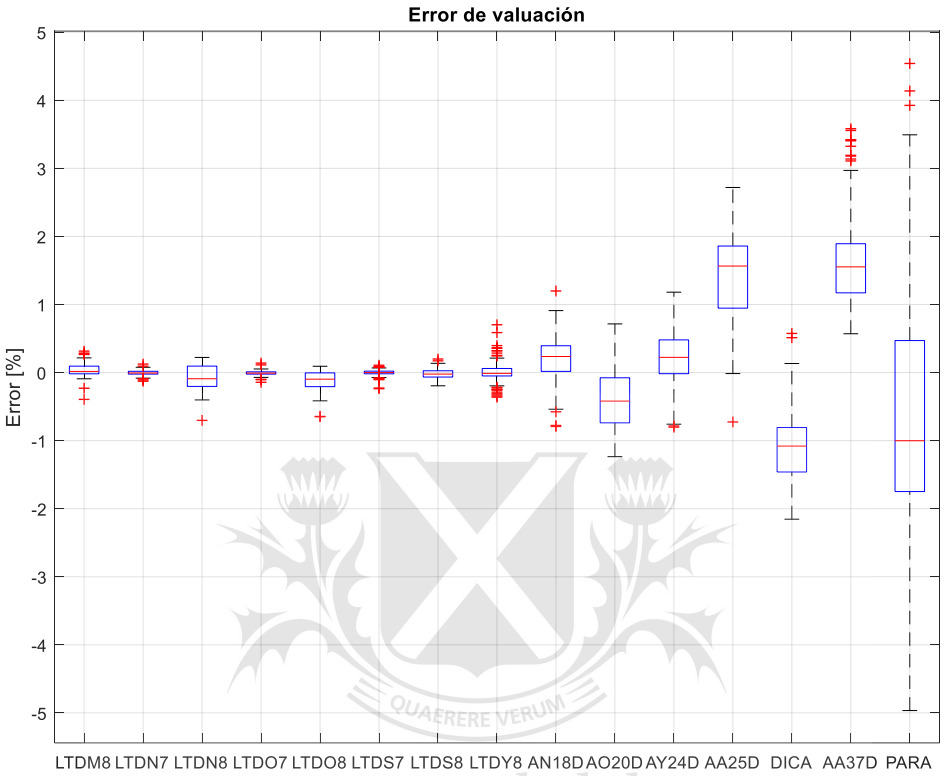


Figura 10: Letes.



QUAERERE VERUM
Universidad de
SanAndrés

Figura 11: Letes y bonos en dólares ley Argentina.



QUAERERE VERUM
Universidad de
SanAndrés

Tabla 3: Error relativo de precio.

	AN18D	AO20D	AY24D	AA25D	DICA	AA37D	PARA
Media %	0.2133	-0.3976	0.1844	1.4420	-1.1176	1.6020	-0.5289
Min. Error %	-0.7921	-1.2356	-0.8023	-0.7258	-2.1543	0.5699	-4.9655
Max. Error %	1.1983	0.7148	1.1805	2.7188	0.5746	3.5819	4.5408

En la **Tabla 3**, enumeramos el mínimo, máximo, la media y la desviación estándar del error relativo de precio para cada bono. Vemos que el error medio es relativamente pequeño para el tramo corto de la curva aumentando para los bonos a largo plazo, manteniéndose dentro de niveles aceptables. Esto se debe al hecho de que el error es ponderado por la inversa de la duración de Macaulay que penaliza a los bonos largos.

Sección 7. Aplicación de modelos paramétricos para el manejo de riesgos – Inmunización de Carteras de Renta Fija.

Los administradores de carteras de renta fija deben protegerse contra movimientos inesperados en la curva de tasas de interés, ya que afectan el precio de sus activos.

El modelo de Litterman y Scheinkman (1991) muestra que tres componentes principales son suficientes para describir casi todos los movimientos históricos de la curva de tasas de interés. Estos tres factores son el nivel, la pendiente y la curvatura. Además, mostraron que las carteras inmunizadas con duración eliminan el riesgo del factor de nivel, pero no de los factores pendiente y curvatura.

El uso de un modelo paramétrico es simple, eficiente y equivalente al procedimiento utilizado por Litterman y Scheinman. Definimos la función de la curva cupón cero como:

$$r_m(l,s,c) = l + K_{(m)}\, s + \left[K_{(m)} - k_{(m)}\right] c$$

Donde

$$K_{(m)} = (1 - k_{(m)})/(-\frac{m}{\tau})$$

$$k_{(m)} = e^{(-\frac{m}{\tau})}$$

Al fijar τ, la tasa depende del vencimiento m que es una variable conocida y de los tres factores l, s, c.

Definimos el precio de un bono de la siguiente forma:

$$\mathrm{P}(l,s,c) = \sum_{i=1}^{T} C_{m_i} e^{-(r_{m_i} m_i)}$$

Aplicando la definición de la curva cupón cero, obtenemos:

$$\mathrm{P}(l,s,c) = \sum_{i=1}^{T} C_{m_i}\, e^{-(l+K_{(m_i)}\, s+\left[K_{(m_i)}-k_{(m_i)}\right] c)m_i}$$

Se puede observar que los parámetros nivel, pendiente y curvatura son independientes entre sí. Además, la ecuación refleja que cualquier cambio marginal en el rendimiento, dado un cambio en otro parámetro (la derivada del rendimiento con respecto a cada parámetro) es independiente del cambio en otro parámetro.

Calculamos las sensibilidades de cada factor de riesgo a cambios en el precio de un bono:

$$SL_{(l,s,c)} = \frac{dP_{(l,s,c)}}{dl} = \sum_{i=1}^{T} C_{m_i}\ e^{-\left(l+s\,K_{(m_i)}+c\left[K_{(m_i)}-k_{(m_i)}\right]\right)m_i}\ (\text{-}m_i)$$

$$SS_{(l,s,c)} = \frac{dP_{(l,s,c)}}{ds} = \sum_{i=1}^{T} C_{m_i}\ e^{-\left(l+s\,K_{(m_i)}+c\left[K_{(m_i)}-k_{(m_i)}\right]\right)m_i}\ (-m_i\ K_{(m_i)})$$

$$SC_{(l,s,c)} = \frac{dP_{(l,s,c)}}{dc} = \sum_{i=1}^{T} C_{m_i}\ e^{-\left(l+s\,K_{(m_i)}+c\left[K_{(m_i)}-k_{(m_i)}\right]\right)m_i}\ [-m_i\ (K_{(m_i)} - k_{(m_i)})]$$

La función de curva cupón cero adoptada separa la duración en sensibilidades de componente para nivel, pendiente y curvatura. Como las sensibilidades son aditivas, también lo es su descomposición. Por lo tanto, el nivel, la pendiente y la curvatura son aditivos en una cartera (B). Las siguientes ecuaciones muestra que la sensibilidad del precio a un factor es la sensibilidad de ese factor por el número de bonos en la cartera.

$$SLB_{(l,c,s)} = \sum_{i=1}^{N} q_i\, SL_{(l,s,c)}$$

$$SSB_{(l,c,s)} = \sum_{i=1}^{N} q_i\, SS_{(l,s,c)}$$

$$SCB_{(l,c,s)} = \sum_{i=1}^{N} q_i\, SC_{(l,s,c)}$$

Donde q_i es la cantidad del activo i.

Ahora exploramos cómo cambia el valor de una cartera a medida que cambian los factores. Utilizamos la aproximación de Taylor de primer orden del valor de la cartera, ya que el precio de la cartera es una función continua de los factores.

Dado los valores iniciales de L_0, S_0, C_0 buscamos el valor de la cartera dados nuevos valores de L, S, C.

$$B_{(L,S,C)} \approx B_{(l_0,s_0,c_0)} + SLB_{(l_0,s_0,c_0)}\,(L - L_0) + SSB_{(l_0,s_0,c_0)}\,(S - S_0) + SSB_{(l_0,s_0,c_0)}\,(C - C_0) + \varepsilon$$

Supongamos que un inversor posee una cartera B para la cual quiere eliminar el riesgo generado por los cambios en el nivel, la curvatura y la pendiente de la curva de tasas (cobertura completa) sin asumir ningún costo. Para llevar a cabo esta estrategia, el inversor necesita construir una cartera H que satisfaga:

$$\text{SLB}\,(L_0, S_0, C_0) + \text{SLH}\,(L_0, S_0, C_0) = 0$$

$$\text{SSB}\,(L_0, S_0, C_0) + \text{SSH}\,(L_0, S_0, C_0) = 0$$

$$\text{SCB}\,(L_0, S_0, C_0) + \text{SCH}\,(L_0, S_0, C_0) = 0$$

$$\text{H} = \sum_{i=1}^{4} q_i \; H_i = 0$$

Es importante tener en cuenta que para tener una solución única, la cartera de cobertura H, debe tener cuatro bonos con flujos de fondos linealmente independientes.

Una vez que se construye la cartera, su valor dado los nuevos L, S, C es:

$$B_{(L,S,C)} \approx B_{(l_0,s_0,c_0)} + [SLB_{(l_0,s_0,c_0)} + SLH_{(l_0,s_0,c_0)}](L - L_0) + [SSB_{(l_0,s_0,c_0)} + SSH_{(l_0,s_0,c_0)}](S - S_0) + [SSB_{(l_0,s_0,c_0)} + SSH_{(l_0,s_0,c_0)}](C - C_0) + \varepsilon$$

Por lo que,

$$B_{(l,s,c)} \approx B_{(l_0,s_0,c_0)}$$

Nuestra estrategia de inmunzación es la siguiente:

En el instante inicial (t=0), resolvemos el siguiente sistema de ecuaciones para la cantidad de cada activo de la cartera de inmunización q_1, q_2, q_3, q_4 dado L_0, S_0, C_0 para que:

$$q_1\, SL_1 + q_2\, SL_2 + q_3\, SL_3 + q_4\, SL_4 = \text{- SLB}$$

$$q_1\, SS_1 + q_2\, SS_2 + q_3\, SS_3 + q_4\, SS_4 = \text{- SSB}$$

$$q_1\, SC_1 + q_2\, SC_2 + q_3\, SC_3 + q_4\, SC_4 = \text{- SCB}$$

$$q_1\, H_1 + q_2\, H_2 + q_3\, H_3 + q_4\, H_4 = 0$$

Donde

SLB es la sensibilidad de la cartera a los cambios en el nivel.

SSB es la sensibilidad de la cartera a los cambios en la pendiente.

SCB es la sensibilidad de la cartera a los cambios en la curvatura.

SL_i es la sensibilidad a los cambios en el nivel de activo i perteneciente a la cartera de cobertura.

SS_i es la sensibilidad a los cambios en la pendiente del activo i perteneciente a la cartera de cobertura.

SC_i es la sensibilidad a los cambios en la curvatura del activo i perteneciente a la cartera de cobertura.

H_i es el precio del activo i perteneciente a la cartera de cobertura.

QUAERERE VERUM
Universidad de
San Andrés

Al día siguiente (t=1), buscamos rebalancear la cartera ya que tenemos nuevos valores de nuestros factores de riesgo (L_1, S_1, C_1), y por lo tanto las sensibilidades han cambiado.

Tener en cuenta que el valor de la cartera de cobertura en el momento 1 al día siguiente de su construcción (H^1) no es necesariamente cero.

Por lo tanto, resolvemos el siguiente sistema de ecuaciones para rebalancear la cartera y mantener la inmunización de la misma:

$$\text{SLB}\ (L_1, S_1, C_1) + \text{SLH}\ (L_1, S_1, C_1) = 0$$
$$\text{SSB}\ (L_1, S_1, C_1) + \text{SSH}\ (L_1, S_1, C_1) = 0$$
$$\text{SCB}\ (L_1, S_1, C_1) + \text{SCH}\ (L_1, S_1, C_1) = 0$$

Para que la cobertura sea efectiva, la nueva cartera debe mantener su valor original.

$$\sum_{i=1}^{4} q_i^1\ H_i = \sum_{i=1}^{4} q_i^0\ H_i$$

Y esto se reitera todos los días durante el período analizado para que la cobertura sea dinámica.

Sección 8. Inmunización – Resultados Empíricos

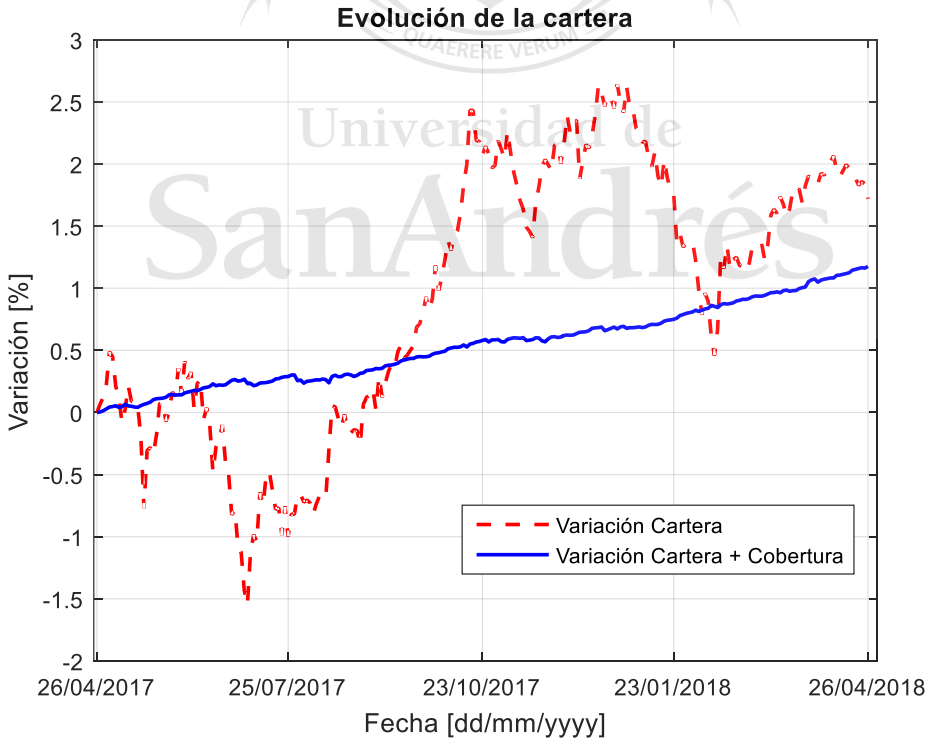
Como ejemplo, creamos una cartera que consta de tres bonos (AN18D, AO20D y AY24D) con cantidades iniciales de 2000, 2000 y 2000 de cada bono. Luego utilizamos cuatro bonos (AA25D, PARA, AA37D y DICA) como instrumentos de cobertura para el período del 26 de Abril de 2017 al 26 de Abril de 2018.

Analizamos dos escenarios:

1. Sin inmunización, es decir, dejando los factores de riesgo sin cobertura. Podemos ver que la cartera fluctúa más de 4 puntos porcentuales desde un 1.5% negativo a un valor positivo de más del 2.5%.

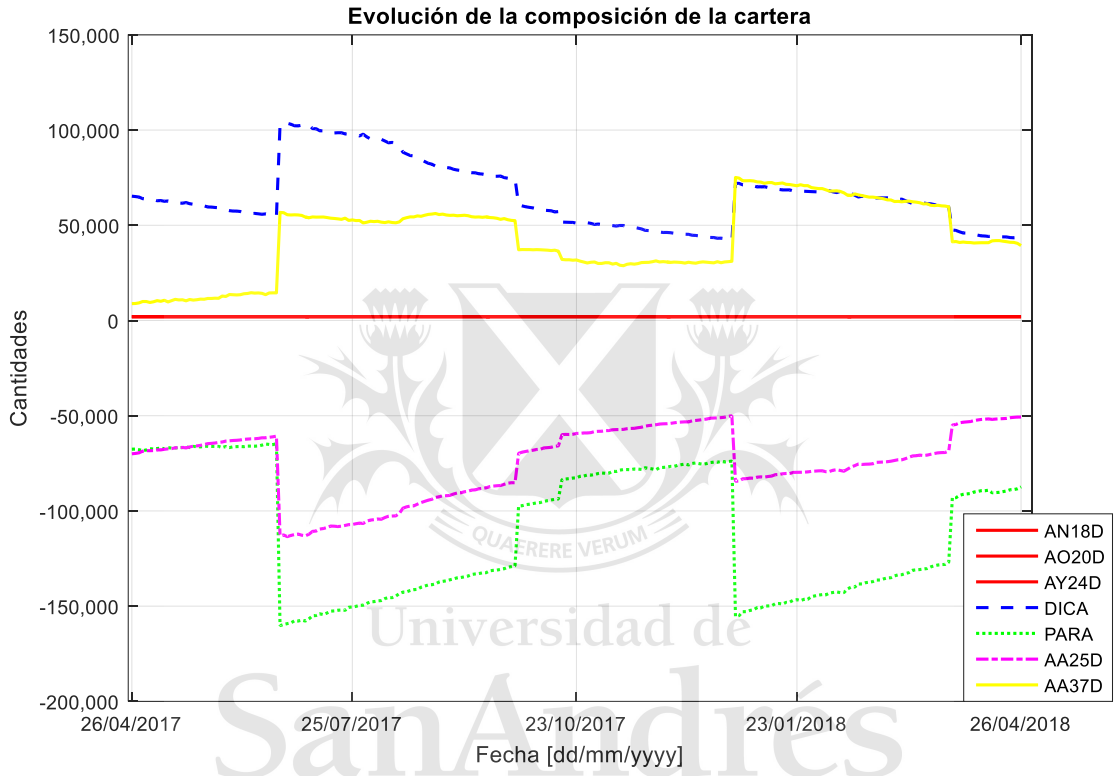
2. Inmunización completa donde la cartera debe ser inmune a los cambios en la pendiente, el nivel y la curvatura. Vemos que el cambio de la cartera fue mínimo por debajo del 0.5%, solo creciendo por encima del 1% al final del período analizado.

Figura 12: Evolución de la cartera con y sin cobertura.



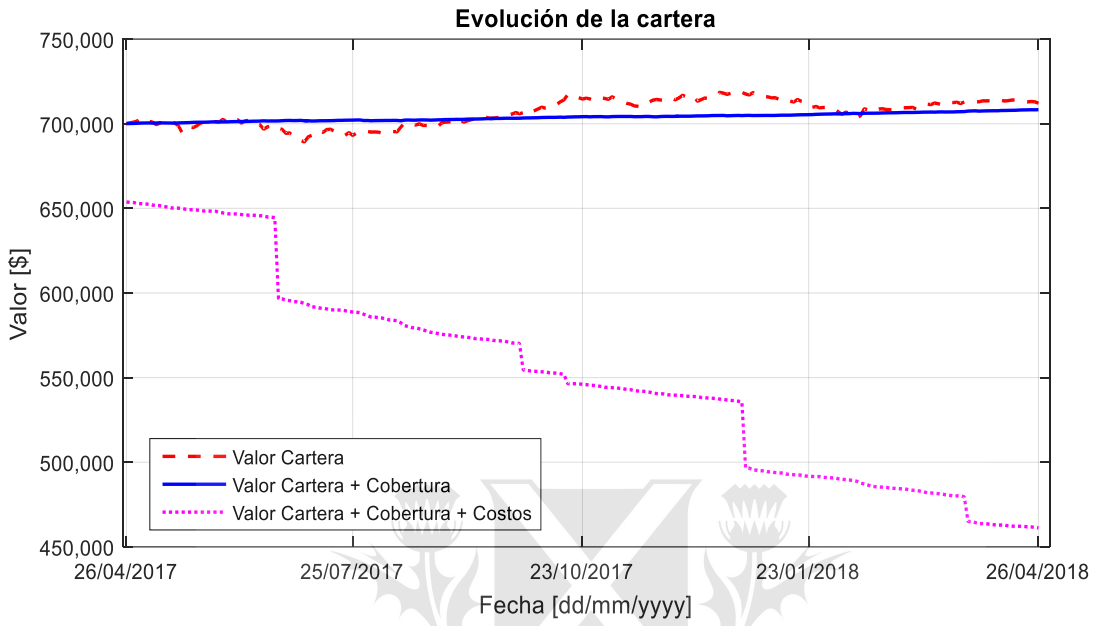
Para llevar a cabo la estrategia de cobertura, necesitamos una gran cantidad de bonos como se indica en la **Figura 13**. Como podemos ver, las cantidades de bonos de la cartera de cobertura es al menos 30 veces mayor que los montos iniciales.

Figura 13: Evolución de la composición de la cartera.



Al incluir los costos de transacción (20 puntos básicos por transacción) en el ejercicio de inmunización total, obtenemos los siguientes resultados.

Figura 14: Evolución de la cartera con costos de transacción.



Como podemos ver en el gráfico **Figura 14** anterior, la cobertura es inviable y no tiene ningún sentido económico, ya que la cartera nunca puede recuperarse de los desembolsos iniciales y posteriores de efectivo necesarios para equilibrar la cartera. Esto se debe principalmente al hecho de que muchos bonos tienen grandes pagos de cupones y los costos de rebalanceo representan, en términos relativos, una gran parte de la cartera original.

Como resultado de la inviabilidad de esta estrategia de cobertura al incluir los costos de transacción, exploramos estrategias direccionales que utilizan las sensibilidades de los factores (nivel, pendiente y curvatura) para construir una carta y apostar a movimientos en la curva de rendimiento.

Sección 9. Estrategias Direccionales – Teoría y Resultados Empíricos

La **Tabla 4** muestra las sensibilidades de los factores al nivel, pendiente y curvatura de todos los bonos. Como gestores de carteras y estrategas macroeconómicos, si esperáramos una dismunición en la prima de riesgo, podríamos utilizar la duración del nivel para apostar a este escenario y elegiríamos una cartera que contuviera los bonos con mayor sensibilidad al nivel, como el DICA, con una sensibilidad de factor de nivel de -1,221.5. Esto significa que por cada disminución del 1% en el factor nivel (β_0), el precio de los bonos DICA aumenta USD 12.2.

	Sensibilidad al Nivel SL	Sensibilidad a la Pendiente SS	Sensibilidad a la Curvatura SC
L2DA8	-98.1	-83.4	-13.2
AN18D	-167.8	-130.9	-31.0
AO20D	-355.1	-215.9	-96.2
AY24D	-451.7	-235.4	-125.6
AA25D	-595.3	-247.7	-170.0
DICA	-1221.5	-390.9	-297.4
AA37D	-980.0	-250.6	-199.1
PARA	-720.6	-171.1	-144.8

Table 4. Sensibilidad de bonos a factores de riesgo al 26/04/2017

Universidad de SanAndrés

Con el fin de tener exposición solamente al factor nivel de la curva, construimos la siguiente estrategia:

En el instante inicial (t = 0), resolvemos el siguiente sistema de ecuaciones para la cantidad de cada activo de la cartera de inmunización q_1, q_2, q_3, q_4 dados L_0, S_0, C_0 entonces:

$$q_1\, SL_1 + q_2\, SL_2 + q_3\, SL_3 + q_4\, SL_4 = -\alpha B_0$$

$$q_1\, SS_1 + q_2\, SS_2 + q_3\, SS_3 + q_4\, SS_4 = 0$$

$$q_1\, SC_1 + q_2\, SC_2 + q_3\, SC_3 + q_4\, SC_4 = 0$$

$$q_1\, P_1 + q_2\, P_2 + q_3\, P_3 + q_4\, P_4 = B_0$$

Donde

B_0 es el valor de la cartera al principio.

α es la sensibilidad de la cartera al factor nivel deseada.

Al día siguiente (t=1), buscamos rebalancear la cartera porque nuestras sensibilidades han cambiado. Después del rebalanceo, la cartera debe tener la misma sensibilidad al factor de riesgo que al inicio. Por lo tanto, resolvemos el siguiente sistema de ecuaciones para q_1, q_2, q_3, q_4:

$$q_1\ SL_1 + q_2\ SL_2 + q_3\ SL_3 + q_4\ SL_4 = -\alpha * B_0$$
$$q_1\ SS_1 + q_2\ SS_2 + q_3\ SS_3 + q_4\ SS_4 = 0$$
$$q_1\ SC_1 + q_2\ SC_2 + q_3\ SC_3 + q_4\ SC_4 = 0$$
$$q_1\ P_1 + q_2\ P_2 + q_3\ P_3 + q_4\ P_4 = B_1$$

Esto se reitera todos los días durante el período analizado para que la estrategia mantenga la sensibilidad al factor de nivel deseada.

Para probar nuestra estrategia, construimos una cartera con bonos como el AN18D, AO20D, AY24D y AA25D. Establecemos el valor inicial de la cartera (B_0) en 1 millón y queremos una sensibilidad al factor de riesgo de -940,000. Esto significa que por cada 1% de disminución en el factor nivel (β_0), la cartera se incrementa en USD 9,400.

Al observar el gráfico resultante a continuación, vemos que durante el período analizado, la cartera experimenta un incremento en su valor que es congruente con una reducción de β_0 (tasas de interés a largo plazo).

Este comportamiento es evidente a partir de Agosto de 2017, fecha que marcó el inicio de una fuerte reducción en la prima de riesgo. Notamos que ambas líneas (valor de la cartera y nivel) muestran un comportamiento espejo.

Figura 15: Evolución de la cartera contra el factor Nivel.

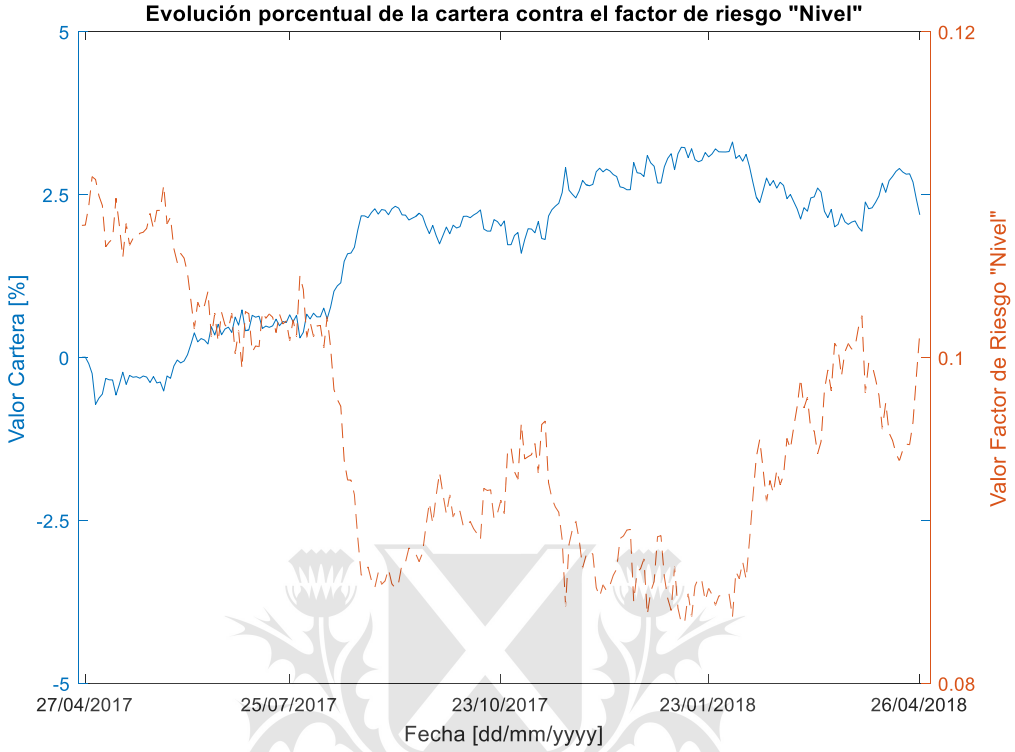
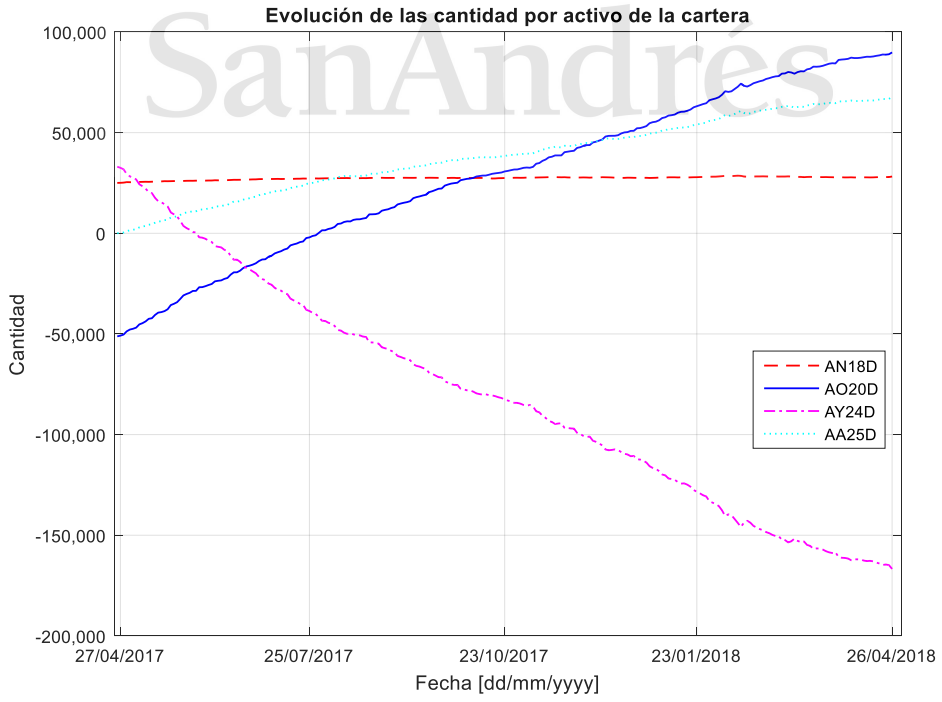


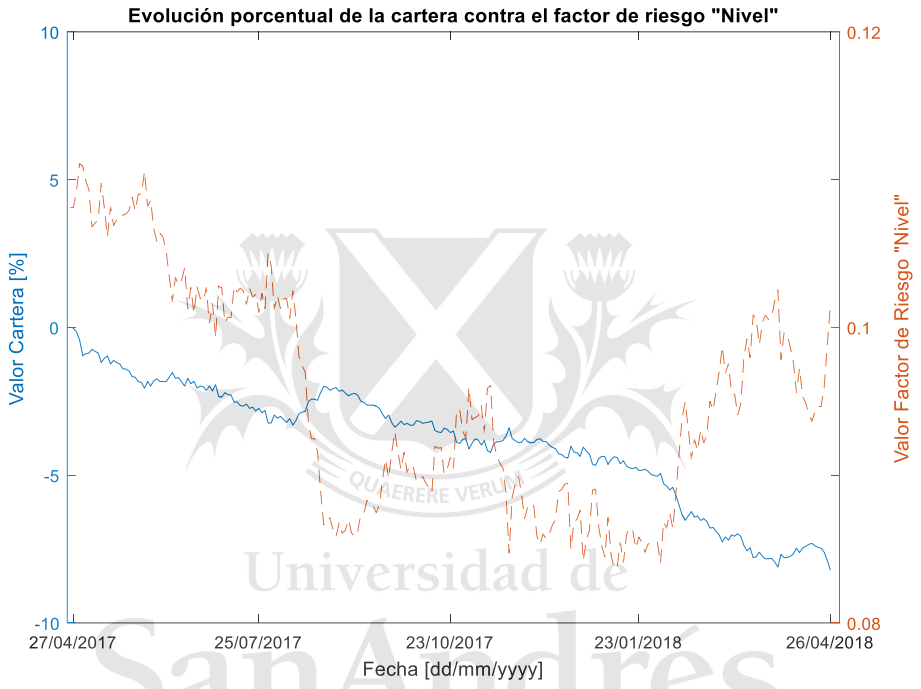
Figura 16: Evolución de la cantidad de activos en la cartera.



Universidad de SanAndrés

Al observar el **Figura 16**, notamos que las cantidades de cada bono necesarias para la estrategia continúan siendo desproporcionadamente altas en comparación con la cartera inicial.

Figura 17: Evolución de la cartera contra el factor Nivel con costos.



Cuando los costos de transacción se incluyen en una estrategia de rebalanceo diario como se muestra en la **Figura 17**, podemos ver que el valor de la cartera muestra una tendencia decreciente perdiendo su relación con el factor nivel.

Conclusión

El objetivo de este trabajo es desarrollar una metodología para estimar la curva cupón cero en dólares para Argentina. El carácter incompleto del mercado y el número de bonos disponibles para estimar la curva restringen la selección del modelo paramétrico y el método de estimación. Resolvemos este problema utilizando el modelo parsimonioso de Nelson y Siegel (1987), tomando como nuestra función objetivo la suma de los errores porcentuales al cuadrado entre los precios teóricos y observados. Además, en la estimación, usamos letras del tesoro a corto plazo denominadas Letes para completar el tramo corto plazo de la curva debido a la ausencia de bonos en dólares de corto plazo.

Los resultados empíricos basados en observaciones diarias desde el 26 de Abril de 2017 hasta el 26 de Abril de 2018 indican que el modelo produce una superficie uniforme de tasas de interés, que se refleja en la estabilidad de los parámetros de Nelson y Siegel durante el período investigado. Además, el modelo captura los diferentes eventos económicos y políticos, reflejándolos en la forma y el nivel de la tasa de interés. Finalmente, el modelo propuesto puede servir como una herramienta efectiva para la valoración de bonos.

Luego, utilizamos la curva cupón cero resultante para construir un modelo y lo aplicamos a estrategias de gestión de riesgos para la inmunización de carteras de bonos.

Sin ningún tipo de cobertura, observamos fluctuaciones en el valor de la cartera de más de 4 puntos porcentuales, desde 1.5% negativo hasta un valor positivo de más del 2.5%. Al inmunizar la cartera, el valor de la misma tuvo variaciones mínimas por debajo del 0.5%, incrementandose ligeramente por encima del 1% al final del

período analizado, lo que demuestra una inmunización eficiente ante cambios deseados en los tres factores: nivel, pendiente y curvatura.

Al introducir los costos de transacción, la cobertura se vuelve inviable ya que la cartera nunca puede recuperarse de los desembolsos de efectivo iniciales y posteriores en el período bajo análisis. Esto se debe principalmente al hecho de que los pagos de cupones y las grandes cantidades de bonos requeridas para inmunizar la cartera, generan costos de rebalanceo desproporcionadamente altos.

Dada la inviabilidad de una cobertura total debido a los elevados costos de transacción, exploramos estrategias direccionales directas que usan las sensibilidades a cada factor (nivel, pendiente y curvatura) para anticipar y beneficiarse de movimientos en la curva.

Observamos que durante el período analizado, la cartera experimenta una tendencia al alza (valor de cartera creciente) que es congruente con una reducción en β_0 (tasas de interés a largo plazo). El valor de la cartera y el factor nivel muestran un comportamiento espejo.

De manera similar a lo que sucedió en el ejercicio de inmunización, los costos de transacción continúan haciendo que la estrategia que siga factores de riesgo sea económicamente inviable.

En trabajos futuros, recomendamos enfocar el análisis para hacer económicamente viables las estrategias propuestas.

Universidad de SanAndrés

Referencias

Alper, C. Emre, Aras Akdemir and Kazim Kazimov: 2004, “Estimating the Term Structure of Government Securities in Turkey,” Bogazici University Research Papers: ISS/EC-2004-03.

Arango, L.E., Melo, L.F. and Vásquez, D.M.: 2002, “Estimación de la Estructura a Plazo de las Tasas de Interés en Colombia”, Banco de la República.

Barrett WR,Gosnell TF Jr,HeusonAJ (1995)Yield curve shifts and the selection of immunization strategies. J Fixed Income 5(2):53–64

Bjork, T., and B.J. Christensen: 1999, “Interest Rate Dynamics and Consistent Forward Rate Curves”, Mathematical Finance 9 (4), pp. 323–348.

Bolder, D. J., & Stréliski, D. (1999). Yield curve modelling at the bank of canada. Bank of Canda. Technical report N°84.

Diebold, F. X., & Li, C. (2006). “Forecasting the term structure of government bond yields”. Journal of Econometrics, 130(2), 337-364.

Dolan CP (1999) Forecasting the yield curve shape: evidence from global markets. J Fixed Income 6:92–99.

Chou, Jian-Hsin; Su, Yung-Sheng; Tang, Hui-wen; Chen, Chen-Yu: 2009, “Fitting the Term Structure of Interest Rates in Illiquid Market: Taiwan Experience”, Investment Management and Financial Innovations, Vol. 6(1), pp.101-116.

Coroneo L., K. Nyholm, and R. Vidova-Koleva: 2008, “How Arbitrage-Free is the Nelson-Siegel Model?”, European Central Bank, Working Paper Series No. 874.

Czaja MG, Scholz H, Wilkens M (2009) Interest rate risk of German financial institutions: the impact of level, slope, and curvature of the term structure. Rev Quant Financ Account 33:1–26

Favero C, Niu L, Sala L (2012) Term structure forecasting: no-arbitrage restrictions versus large information set. J Forecast 31(2):124–156

Geyer, A. and Mader, R.: 1999, “Estimation of the term structure of interest rates: A parametric approach”, Working Paper Series of the Oesterreichische National Bank No. 37.

Gürkaynak, R. S., Sack, B., & Wright, J. H. (2007). The US Treasury yield curve: 1961 to the present. Journal of monetary Economics, 54(8), 2291-2304.

Herrera L. O. and Magendzo I. “Expectativas Financieras y la Curva de Tasas Forward de Chile”. Documentos de Trabajo 23, Banco Central de Chile, 1997.

Litterman R., and J. Scheinkman (1996). “Common Factors Affecting Bond Returns” Journal of Fixed Income.

Lund B., Almeida C. (2014). “Immunization of Fixed-Income Portfolios Using an exponential Parametric Model”. Brazlian Review of Econometrics v. 34, n 2.

McCulloch, J. H. (1971). Measuring the term structure of interest rates. Journal of Business, 44:19-31.

McCulloch, H. (1975), “The Tax-Adjusted Yield Curve", The Journal of Finance, Vol. 30, 811-830.

Meier, Iwan: 1999, “Estimating the Term Structure of Interest Rates: the Swiss Case”, Swiss National Bank. Study Center Garzensee, Working paper, 99.06.

Monetary and Economic Department BIS: 2005, “Zero-coupon yield curves: technical documentation”, BIS Papers No 25. Bank of International Settlements.

Nelson, Charles B. y Siegel, Andrew: 1987, “Parsimonious Modeling of Yield Curves”, Journal of Business, Vol. 60, 473-489.

Rodríguez, A. and Villavicencio, J.A.: 2005, “La Formación de la Curva de Rendimientos en Nuevos Soles en el Perú”, Documento de Trabajo 239, PUCP.

Svensson, Lars: 1994, “Estimating and Interpreting Forward Interest Rates: Sweden 1992-1994”, IMF Working Paper, WP/94/114, 1-49.

Wilner R. (1991). “A new tool for Portfolio Managers: Level, Slope and Curvature durations.” Journal of Fixed Income.

Zincenko, M. (2015). “A methodology to estimate the Argentine term structure of interest rates”

QUAERERE VERUM
Universidad de
SanAndrés